

Quarenta Anos de Disparidades Regionais no Brasil: Qual o Papel da Escolaridade e da Estrutura Produtiva?

Area 10: Economia Regional e Urbana

JEL: R120. R110. J310.

Rodrigo Carvalho Oliveira¹
Raul da Mota Silveira Neto²

Resumo

Shankar e Shah (2003) e Lessmann e Seidel (2017) mostraram que o Brasil se situa no grupo dos países mais desiguais do mundo em termos regionais. Apesar deste cenário, Azzoni (1997), Silveira Neto e Azzoni (2012) e Oliveira e Silveira Neto (2015, 2016) mostraram que esta disparidade tem se reduzido ao longo do tempo. Além destes trabalhos, outros autores buscaram explicar os fatores que explicam a disparidade regional de rendimentos no Brasil, porém ainda existem várias lacunas a serem preenchidas nesta literatura. Neste sentido, o presente trabalho tem como objetivo analisar a disparidade regional de renda no Brasil nos últimos quarenta anos, utilizando os Censos Demográficos de 1970, 1980, 1991, 2000 e 2010. Ademais, utiliza-se a metodologia de decomposição que utiliza a Recentered Influenced Function (RIF) proposta por Firpo, Fortin e Lemieux (2007, 2009) que permite analisar a disparidade tanto na média, quanto em diferentes quantis da distribuição dos rendimentos, especificamente, os quantis 0.10, 0.50 e 0.90. Os principais resultados sugerem que é o diferencial de retorno entre as pessoas similares mas em diferentes regiões o principal fator explicativo da disparidade de rendimentos e não o fato de as pessoas em diferentes regiões possuírem diferentes características produtivas. Por fim, observou-se que a escolaridade é mais importante a partir de 1991 e nos quantis mais elevados, enquanto a agropecuária é mais importante antes de 1991 e nos quantis mais baixos.

Palavras Chave: Desigualdade Regional. Educação. Decomposição.

Abstract

Shankar and Shah (2003) and Lessmann and Seidel (2017) showed that Brazil is one of the most unequal countries in the world in regional terms. Despite this evidence, Azzoni (1997), Silveira Neto and Azzoni (2012) and Oliveira and Silveira Neto (2015, 2016) have shown that this disparity has been

¹Professor do Curso de Economia da Universidade Federal da Bahia, Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (PIMES). Contato: (71) 98861-1025. rodrigo.coliveira13@gmail.com

²Professor da Universidade Federal de Pernambuco, Doutor em Economia pela USP, Bolsista de Produtividade do CNPQ. Contato: rau.silveira@uol.com.br

reduced over time. In addition to these studies, other authors tried to explain the factors that explain the regional income disparity in Brazil, but there are still several questions to be filled in this literature. The present work aims to analyze the regional disparity of income in Brazil in the last forty years, using the Demographic Censuses of 1970, 1980, 1991, 2000 and 2010. In addition, we apply the methodology of decomposition that uses the Recentered Influenced Function (RIF) proposed by Firpo, Fortin and Lemieux (2007, 2009), which allows analyzing the disparity in both the mean and the different quantile of the income distribution, specifically the 0.10, 0.50 and 0.90 quantiles. The main results suggest that the wage structure effect is more important than the composition effect to explain the regional income inequality. Finally, it was observed that schooling is more important since 1991 and in the higher quantiles, while the agricultural sector is more important before 1991 and in the lowest quantiles.

Keywords: Regional Inequality. Education. Decomposition

1. Introdução

A desigualdade de renda é um tema bastante frequente na literatura econômica e nos debates dos formuladores de políticas públicas. Este tema pode ser analisado por diversas óticas, sendo a mais comum a desigualdade de renda a nível pessoal, onde análises de subgrupos, como a desigualdade racial ou de gênero também é mais frequente. Entretanto, a nível subnacional, ou regional, mesmo sendo verificadas elevadas disparidades, tanto no Brasil, quanto em outros países, o debate é menos comum. Esta evidência fica clara nos textos mais recentes que buscam analisar a desigualdade regional de rendimentos, tanto em países desenvolvidos, como em países subdesenvolvidos, os quais possuem dificuldades em termos de base de dados e referências bibliográficas.

Alguns estudos se destacam em pontuar a desigualdade regional numa comparação entre países, o que se faz importante para ressaltar a magnitude da desigualdade regional brasileira. Shankar e Shah (2003) realizaram um excelente trabalho ao documentar o padrão da desigualdade regional de rendimentos de oito países desenvolvidos e dezessete países em desenvolvimento. Em relação ao primeiro grupo, constataram que os Estados Unidos e o Canadá apresentam as menores desigualdades regionais, mensuradas por quatro diferentes indicadores, um fato curioso dado que são os maiores países em área territorial neste grupo e, normalmente, países muito extensos enfrentam problemas de disparidades regionais devido a questões culturais, climáticas e sociais.

Já no caso dos países em desenvolvimento, eles encontram que apenas o Paquistão e a Romênia apresentam níveis de desigualdade regional inferior a algum dos países desenvolvidos. Segundo os cálculos destes autores, os países em desenvolvimento são, em média, seis vezes mais desiguais do que os países desenvolvidos em termos regionais. Os autores argumentam que dois fatores podem conduzir a esta situação: i) países em desenvolvimento se preocupam mais com crescimento e, devido a escassez de recursos, tendem a concentrá-los nas regiões mais desenvolvidas e ii) países em desenvolvimento possuem mercados com mais imperfeições, o que leva ao aumento de barreiras interregionais, dificultando a mobilidade dos fatores produtivos e da produção.

No trabalho de Shankar e Shah (2003), o Brasil se situa como o sexto país mais desigual do mundo em termos regionais, quando medida tal desigualdade pelo Índice de Gini. Já quando os autores utilizam a razão “PIB per capita estado mais rico/PIB per capita estado mais pobre” o Brasil só perde para a China e para a Rússia, países que apresentam historicamente barreiras à mobilidade do trabalho.

Mais recentemente, Lessmann e Seidel (2015) realizaram um trabalho muito interessante. Baseado em evidências de trabalhos anteriores, como Henderson *et al* (2012) Gennaioli *et al* (2013) e Lessmann (2014), que mostram a relação entre a intensidade da luminosidade noturna e variáveis econômicas

como crescimento econômico e desigualdade de renda, os autores utilizam dados de monitoramento por satélites da força aérea americana para analisar a desigualdade regional de renda em todo o mundo.

Em seguida os autores calculam o nível de desigualdade regional, medido pelo índice de Gini, de cada país. O mais importante para os propósitos deste trabalho é a observação de que o Brasil se situa no grupo com maior nível de desigualdade regional de renda, o que corrobora as evidências de Shankar e Shah (2003). Por fim, os autores buscam testar a hipótese de que a desigualdade regional aumenta nos estágios iniciais de crescimento até chegar num ponto de inflexão, a partir do qual o maior crescimento está associado a redução da desigualdade regional. Esta hipótese é conhecida como “U-Invertido” e normalmente é atribuída aos trabalhos de Kuznetz (1955) e Williamson (1965).

Lessmann e Seidel (2015) encontram que a relação entre crescimento e desigualdade regional segue uma forma de “N”. Isto é, corrobora com a hipótese do U-Invertido mas em estágios de desenvolvimento muito elevados a desigualdade regional tende a aumentar novamente. Neste trabalho pode-se verificar que, embora o Brasil apresente uma elevada desigualdade regional, ele se situa num estágio de crescimento associado a queda das desigualdades regionais.

No Brasil, a desigualdade regional é um fenômeno persistente ao longo do tempo (AZZONI, 2001; SILVEIRA NETO E MENEZES, 2008). Como ressalta Baer (1995), as desigualdades regionais tem seus primeiros registros datados ainda no período colonial, quando a economia brasileira estava voltada basicamente às exportações. Neste caso, a distribuição regional de renda era determinada pelo tipo de produto primário predominantemente exportado. Porém, a partir do momento que internalizamos o motor do crescimento, sobretudo com o ciclo do café e a industrialização complementar a esta produção, a desigualdade regional passou a se perpetuar e, em alguns momentos, até a aumentar.

Outros trabalhos, com destaque para Savedoff (1990) e Azzoni (1997), documentaram a evolução da desigualdade regional de renda no Brasil por um longo período de tempo. Estes autores mostraram que a desigualdade tem se reduzido desde a meados da década de 1930, mas que este processo não tem ocorrido rapidamente. De um modo geral, é consenso que a desigualdade regional de renda no Brasil tem diminuído ao longo dos últimos 20 anos, porém é necessário avançar na compreensão dos fatores que explicam esta evolução. Alguns trabalhos buscaram realizar esta tarefa, mas incorrem em diversas limitações, tais como: i) falta de uma base de dados compatibilizada ao longo do tempo; ii) utilização de métodos que capturam apenas o efeito da desigualdade em termos dos rendimentos médios e não em toda a distribuição; e iii) observar apenas o lado da demanda (estrutura produtiva), ou o lado da oferta por trabalho (capital humano, por exemplo).

Do ponto de vista teórico, as desigualdades regionais são explicadas tanto por fatores relacionados a oferta de trabalho como por fatores relacionados a demanda por trabalho (MENEZES e AZZONI, 2006). Os enfoques gerais ao tratamento das desigualdades regionais na literatura, de forma geral, se diferenciam por enfatizar mais ou menos estes dois conjunto de fatores. Duas linhas gerais de tratamento podem ser destacadas: os enfoques baseados no capital humano e nos modelos de crescimento (BARRO, 1991, BARRO e SALA-I-MARTIN, 1992; MANKIW, ROMER E WEIL, 1992; FERREIRA E ELLERY JUNIOR, 1996) e os enfoques específicos da Economia Regional (KRUGMAN, 1991; NOCCO, 2005; FUJITA E THISSE, 2002; RICE E VENABLES, 2003; COMBES, DURANTN e GONBILLON, 2008), que também enfatizam a importância de atributos locais.

No que tange à questão se são fatores relacionados a demanda ou a oferta os principais determinantes da redução da desigualdade, há uma enorme literatura debatendo este ponto (MENEZES e AZZONI, 2006; JALAN, RAVALLION, 2002; FUJITA E THISSE, 2002. PESSOA, 2001; BREAU; 2015). O lado da demanda por trabalho se refere a diferenças na estrutura produtiva, nas instituições, no acesso à tecnologia. Já o lado da oferta de trabalho refere-se ao fato de que os diferenciais de renda entre duas regiões podem decorrer de características produtivas - capital humano, principalmente - dos indivíduos presentes em cada região, com destaque para o nível de escolaridade.

Ao menos aparentemente, tais distinções não parecem irrelevantes para o caso brasileiro. Existe uma concentração da atividade econômica nacional em alguns poucos estados, sobretudo aqueles das regiões Sul e Sudeste, com destaque para o setor de serviços e para setores industriais com maior intensidade tecnológica (AZZONI, 1997; SILVA e SILVEIRA NETO, 2009; DOMINGUES, 2005; SILVA et al, 2006). Por sua vez, desde meados da década de 1990, também tem sido verificado um processo de desconcentração da atividade econômica, sobretudo industrial, entre as regiões do país. Neste sentido, a compreensão de como a estrutura produtiva regional determina os salários é de fundamental importância para compreender as disparidades econômicas regionais.

Já do ponto de vista da oferta de trabalho, como mostraram mais recentemente Silveira Neto e Azzoni (2012) e Oliveira e Silveira Neto (2013), tal redução recente das disparidades regionais de renda parece ser explicada tanto por movimentos associados à renda do trabalho, como por movimentos associados aos programas de transferência de renda. Note-se que tais movimentos em favor de menores desigualdades regionais observadas para a renda do trabalho, a princípio, são consistentes, por um lado, com a conhecida importância da educação para entender os níveis de desigualdade regional de renda no Brasil (SALVATO, FERREIRA e DUARTE, 2010; SILVEIRA NETO e MENEZES, 2008) e, por outro, com o aumento do nível de escolaridade dos indivíduos presente em todas as unidades da federação (mudanças na oferta de trabalho).

O objetivo geral deste artigo, portanto, é avaliar quais os fatores principais que estão associados à evolução da desigualdade regional de renda no Brasil entre 1970 e 2010, utilizando uma base de dados compatibilizada de modo que seja possível observar o papel, tanto de fatores do lado da demanda por trabalho, quanto de fatores do lado da oferta por trabalho, sobre a desigualdade em diferentes pontos da distribuição dos rendimentos. Para realização de tal objetivo compatibilizou-se os cinco censos demográficos de 1970 a 2010, o que permitiu a análise da desigualdade nas décadas de 1970, 1980, 1990, 2000 e 2010. Além disto, a partir do método de decomposição proposto por Firpo, Fortin e Lemieux (2007, 2009), a investigação avalia e analisa quais fatores pelo lado da demanda e quais fatores pelo lado da oferta afetam a desigualdade regional de rendimentos em diferentes pontos da distribuição dos rendimentos. Além de permitir apreender a evolução dos condicionantes das desigualdades regionais de renda no Brasil nos últimos 40 anos, a consideração de tal horizonte específico de análise permite entender como atuavam tais condicionantes em situações bastante distintas quanto, por exemplo, à integração regional do país e, assim, à mobilidade de fatores produtivos.

Complementando o objetivo geral deste trabalho, já elucidado, tem-se como objetivo específico analisar a evolução da desigualdade para diferentes quantis da distribuição dos rendimentos. Esta preocupação já esteve presente nos trabalhos de Campelo e Silveira Neto (2003) e Guimarães, Cavalcanti e Silveira Neto (2008), os quais já haviam destacado que a desigualdade regional no Brasil varia entre os diferentes quantis da renda, sendo que esta é mais elevada nos quantis inferiores. Porém, estes trabalhos utilizaram métodos que possuem algumas limitações, sobretudo em termos computacionais e por não conseguirem realizar a decomposição detalhada do Efeito Composição ou a decomposição detalhada do Efeito Estrutura Salarial. Deste modo, é fundamental avançar na busca de explicações para este fato, bem como confirmar, ou refutar, as evidências encontradas por estes autores. Portanto, este artigo se propõe a analisar a desigualdade regional de renda especificamente em diferentes pontos da distribuição dos rendimentos.

2. Metodologia³

Este estudo utilizará o método de regressão que utiliza a *Recentered Influence Function* (RIF) para decompor as diferenças nas distribuições de rendimentos entre dois grupos distintos, baseado nos trabalhos de Firpo, Fortin e Lemieux (2007, 2009). Este método se insere na literatura de decomposição em economia, especialmente na área de economia do trabalho, a partir dos papers seminais de Oaxaca (1973) e Blinder (1973). Enquanto o método original Oaxaca-Blinder (OB) possibilita a decomposição do diferencial de rendimento médio entre dois grupos, os métodos mais recentes permitem a decomposição do diferencial de rendimento entre dois grupos para medidas de distribuição além da média, tais como quantis, variância e Gini (DINARDO, FORTIN e LEMIEUX, 1996; MACHADO e MATA, 2005; FIRPO, FORTIN e LEMIEUX, 2007, 2009).

Segundo Ferreira, Firpo e Messina (2017), é importante destacar que os estudos econômicos que buscam analisar a desigualdade entre grupos podem utilizar duas abordagens. Uma é a utilização de variações exógenas em conjunto com técnicas econométricas que permitem obter parâmetros causais, tais como regressão descontínua, ou variável instrumental. A outra é a utilização de técnicas de decomposição da desigualdade em seus diversos componentes. Cada abordagem possui vantagens e desvantagens. No primeiro caso, a vantagem é obter o impacto de uma determinada variável sobre a desigualdade. No segundo caso, a vantagem é obter a decomposição exata da desigualdade em seus diversos componentes estatísticos.

2.1. Decomposição Oaxaca-Blinder

O objetivo da decomposição OB é decompor a diferença de salários médios, μ , entre dois grupos. Este método possui uma extensa utilização em economia, principalmente para analisar a desigualdade de gênero, discriminação racial e desigualdade regional.

Baseando-se no trabalho de Mincer (1967), seja o modelo de rendimentos (Y_g) a ser estimado:

$$Y_g = \beta_0 + \beta_1 superior + \beta_2 medio + \beta_3 idade + \beta_4 idade^2 + \beta_5 T familia + \beta_6 casado + \beta_{7+k} \sum_{k=1}^7 setor_k + \epsilon_i \quad (1)$$

As variáveis foram obtidas a partir dos microdados compatibilizados a partir da plataforma para análise de dados DATAZOOM⁴. A variável de rendimento foi deflacionada utilizando o IPCA de setembro de 2010 como ano base. Neste caso, posteriormente, a variável dependente Y , será substituída por RIF_{Q_i} , que é a função de influência recentrada da variável de interesse, isto é, a renda de todos os trabalhos no quantil i deflacionada para o ano de 2010. Sendo que os quantis analisados nesta seção serão os quantis 0,10, 0,50 e 0,90. Além da variável dependente de rendimentos, compatibilizou-se os cinco censos disponíveis neste período de modo que foi possível obter as variáveis para análise apresentadas na Tabela 1, a seguir. Estas variáveis foram selecionadas pois estão associadas ao capital humano individual (oferta de trabalho) e à estrutura produtiva (demanda por trabalho)⁵.

³Devido à limitação de apenas 20 páginas, optamos por resumir a maior parte das equações do modelo e dar ênfase à compreensão do mesmo. Quem tiver maior interesse em consultar aspectos técnicos do método aqui adotado, consultar Firpo, Fortin e Lemieux (2007, 2010). Esta opção também permite um maior espaço no texto para a análise dos resultados.

⁴<http://www.econ.puc-rio.br/datazoom/>.

⁵A opção por analisar a desigualdade regional de rendimentos em longo período de tempo, utilizando uma base de dados compatibilizada possui benefícios, mas também algumas limitações. A principal delas é o fato de que algumas variáveis não estão presentes em todos os Censos Demográficos, como por exemplo a variável raça/cor, que não está presente no Censo de 1980.

Tabela 1: Variáveis Seleccionadas para Estudo

VARIÁVEIS	
Dependente	
LnRenda	Logarítmo do Rendimento de Todos os Trabalhos
Explicativas	
Médio	Dummy = 1 caso o indivíduo possui ensino médio
Superior	Dummy = 1 caso o indivíduo possui ensino superior
Idade	Idade em anos
Tfamília	Número de pessoas na família
Gênero	Dummy igual a 1 caso seja homem
Agropecuária	
Ind. Transformação	
Ind. Extrativa	
Serviços	
Governo	Dummy = 1 para o setor no qual o indivíduo trabalha
Comércio	
Construção Civil	
Outros	

Fonte: Elaboração Própria.

Supondo que $D_B = 1$ é um indicador de ser membro do grupo B e tomando a esperança em relação a X, o *gap* salarial (Δ_o^u) entre este grupo e o grupo A, pode ser decomposto, utilizando a Lei das Expectativas Iteradas, como:

$$\Delta_o^u = E[Y_B/D_B = 1] - E[Y_A/D_B = 0]$$

No presente estudo, os grupos A e B são representados pelas regiões Sudeste e Nordeste. Substituindo os valores esperados das variáveis por \bar{X}_g (média amostral), é possível mostrar que:

$$\Delta_o^u = \bar{X}_B(\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A) + (\bar{X}_B - \bar{X}_A)\hat{\beta}_A$$

$$\hat{\Delta}_o^u = \hat{\Delta}_s^u + \hat{\Delta}_x^u$$

Onde o primeiro termo da equação é o Efeito de Estrutura Salarial ($\hat{\Delta}_s^u$) e o segundo é o Efeito Composição ($\hat{\Delta}_x^u$). No caso onde os grupos estão relacionados a algumas características imutáveis dos trabalhadores, tais como raça e gênero, o Efeito Estrutura Salarial é, muitas vezes, conhecido como a parte não explicada do diferencial salarial, ou a parte que é devida à “discriminação”. Já o segundo termo é conhecido como a parte explicada, isto é, a que se deve a diferentes características dos trabalhadores em diferentes regiões.

Estes dois termos possuem fáceis interpretações. Enquanto primeiro (Efeito Estrutura Salarial) reflete o efeito sobre o rendimento médio dada pelas diferenças de retorno às características de indivíduos similares, mas em grupos diferentes, o segundo (Efeito Composição) reflete o efeito sobre os rendimentos médios pelo fato dos indivíduos de cada região possuírem características diferentes. No caso deste estudo, suponha que deseja-se avaliar a diferença de rendimentos entre as regiões A e B. O Efeito Composição irá avaliar, por exemplo, a diferença de rendimentos média entre as regiões dada por diferenças nas características observadas dos indivíduos, tais como idade e educação. Já o Efeito Estrutura Salarial irá captar o efeito dos retornos às variáveis sobre a diferenças nos rendimentos médios como, por exemplo, se o retorno à educação é diferente entre as duas regiões.

Por fim, em função da suposição de linearidade aditiva (FIRPO, FORTIN e LEMIEUX, 2010), é fácil computar os vários elementos da decomposição detalhada. O Efeito Estrutura Salarial e o Efeito Composição podem ser escritos em termos de soma das variáveis explicativas:

$$\hat{\Delta}_s^u = (\hat{\beta}_{B0} - \hat{\beta}_{A0}) + \sum_{k=1}^K \bar{X}_{Bk} (\hat{\beta}_{Bk} - \hat{\beta}_{Ak}) \quad (2)$$

e

$$\hat{\Delta}_x^u = \sum_{k=1}^K (\bar{X}_{Bk} - \bar{X}_{Ak}) \hat{\beta}_{Ak} \quad (3)$$

onde $(\hat{\beta}_{B0} - \hat{\beta}_{A0})$ representa o efeito do grupo omitido e \bar{X}_{gk} e $\hat{\beta}_{gk}$ representam o k^{th} elemento de \bar{X}_g e $\hat{\beta}_g$. $(\bar{X}_{Bk} - \bar{X}_{Ak})\hat{\beta}_{Ak}$ e $\bar{X}_{Bk}(\hat{\beta}_{Bk} - \hat{\beta}_{Ak})$ são as contribuições da variável k^{th} para os Efeitos Composição e Estrutura Salarial, respectivamente.

Por seu turno, cada elemento de $\hat{\Delta}_s^u$ pode ser interpretado como a contribuição da diferença de retornos da variável k^{th} para o total do Efeito Estrutura Salarial, avaliado no valor médio de X^k . Se esta decomposição terá algum significado econômico ou não, dependerá da escolha do grupo omitido. Para finalizar, cabe ressaltar que a principal limitação da decomposição Oaxaca Blinder é o fato de apenas ser possível realizá-la para a média dos rendimentos.

2.2. Decompondo as diferenças de rendimentos utilizando Recentered Influence Function

O método *Recentered Influence Function (RIF)* proposto por Firpo, Fortin e Lemieux (2009), permite generalizar a decomposição Oaxaca Blinder para qualquer medida de distribuição, tal como a média, mediana, quantis, variância e índice de Gini. Este método possui algumas vantagens em relação a outras metodologias de decomposição (OAXACA (1973), BLINDER (1973), MACHADO E MATA (2005) e DINARDO, FORTIN e LEMIEUX (1996)). Primeiramente ela se baseia numa estrutura de regressão, de modo que é fácil de ser interpretado na prática, tal como o método Oaxaca-Blinder. Em segundo lugar, ele permite a decomposição detalhada, tanto do Efeito Composição, quanto do Efeito Estrutura Salarial, o que não é possível através dos métodos de decomposição para além da média existentes (JUHN, MURPHY, E PIERCE (1993), MACHADO E MATA (2005) e DINARDO, FORTIN e LEMIEUX (1996),). Em terceiro, ele possui a propriedade de ser *path independent*. Diz-se que uma decomposição é *path independent* quando a ordem na qual os diferentes elementos da decomposição detalhada são calculados não afeta os resultados da decomposição. (FIRPO, FORTIN E LEMIEUX, 2010).

A realização da decomposição é levada a efeito em 2 estágios. O primeiro estágio computa se a desigualdade de rendimentos entre as regiões A e B é explicada, principalmente, pelo Efeito Composição ou pelo Efeito Estrutura Salarial. Este primeiro estágio pode ser computado, tanto da forma convencional da decomposição Oaxaca-Blinder, quanto numa abordagem similar à reponderação proposta em Dinardo, Fortin e Lemieux (1996), na qual, se cria uma distribuição contrafactual de interesse.

Já no segundo estágio, utiliza-se a *Unconditional Quantile Regression* proposta por Firpo, Fortin e Lemieux (2007) para calcular a *Recentered Influence Function (RIF)* e obter a contribuição de cada variável sobre o Efeito Composição e sobre o Efeito Estrutura Salarial. Neste estágio, calcula-se a decomposição detalhada. Isto é, a contribuição de cada variável sobre o Efeito Composição ($\hat{\Delta}_x^u$) e sobre o Efeito Estrutura Salarial ($\hat{\Delta}_s^u$), tal como na tradicional decomposição Oaxaca-Blinder. É necessário ressaltar que, apesar de os resultados da decomposição detalhada do Efeito Estrutura Salarial serem baseados em correlações e não poderem ser interpretados como parâmetros causais, eles documentam a importância quantitativa relativa de cada fator para a explicação da desigualdade regional de rendimentos. Deste modo, contribui para análises futuras que buscam identificar as causas das diferenças

nos fatores principais que contribuem para a desigualdade de modo que gera insights para o desenho de políticas que buscam reduzir estas disparidades (KILIC, LOPEZ, GOLDSTEIN, 2015).

É no segundo estágio que está a maior contribuição de Firpo, Fortin e Lemieux (2007). Estes autores introduzem o conceito de *Unconditional Quantile Regression*. Como bem coloca Chi e Li (2008), as estimativas dos quantis não condicionais proporcionadas pelo método RIF possuem duas vantagens em relação ao método tradicionalmente utilizado da regressão quantílica condicional. A primeira é o fato de que os quantis não condicionais são, normalmente, de interesse real nas aplicações econômicas. A segunda é o fato de que esta abordagem permite estimar o efeito marginal das variáveis explicativas sobre os quantis não condicionais de interesse.

Seja uma estatística de distribuição $v(F_y)$, onde F_Y é a função de distribuição acumulada da variável Y , então $IF(Y; v, F_y)$ representa a influência de uma observação individual sobre esta estatística de distribuição. Posteriormente, adicionando-se a estatística $v(F_y)$ de volta na função de influência produz o que os autores chamam de *Recentered Influence Function* (RIF), a qual é a maior contribuição de Firpo, Fortin e Lemieux (2007) e o que diferencia o trabalho destes autores dos outros antecedentes.

Especificamente,

$$RIF(y; v) = v(F) + IF(y; v)$$

Uma propriedade bastante importante desta, é o fato de a expectativa condicional da RIF ser igual ao valor da estatística $v(F)$ (FIRPO, FORTIN E LEMIEUX (2007)):

$$\int RIF(y; v).dF(y) = \int (v(F) + IF(y; v)).dF(y) = v(F)$$

Resultado este que não é encontrado ao se calcular a expectativa condicional da *Conditional Quantile Regression*. Deste modo, a RIF será utilizada como variável dependente no nosso estudo pois a partir da utilização dela é possível calcular a contribuição de cada observação individual para a desigualdade entre os grupos A e B, em todos os quantis da distribuição (decomposição detalhada). Outros métodos, com destaque para o trabalho de Machado e Mata (2005), buscaram realizar a decomposição detalhada utilizando a *Conditional Quantile Regression*, porém nenhum deles é capaz de computar a decomposição detalhada do Efeito Composição.

Para caso dos quantis, o qual é o maior interesse deste estudo, primeiramente estima-se o quantil amostral \hat{Q}_τ tal como em Koenker e Basset (1978) e a densidade $f(\hat{Q}_\tau)$ neste ponto utilizando funções Kernel⁶, posteriormente substitui-se estas estimativas na equação acima, que corresponde ao valor da estatística de interesse. Por fim, é estimado o efeito da mudança na distribuição de uma variável sobre o sobre o quantil marginal t de Y , utilizando uma especificação que toma a forma:

$$E[RIF(Y_i; Q_\tau)|X_i] = X_i\gamma_i$$

Que corresponde a estatística de interesse. E o parâmetro de interesse pode ser calculado via MQO:

$$R\hat{I}F(Y_i; Q_\tau)|X_i] = X_i\hat{\gamma}_i$$

Onde $\hat{\gamma}$ captura o “efeito parcial no quantil não condicional” de X . Sejam γ_t^v , com $t \in [A, B]$, os parâmetros estimados das regressões dos grupos A e B e γ_c^v o parâmetro da regressão contrafactual estimada, então utilizando a RIF, pode-se estimar estes parâmetros de modo similar a estimação por MQO.

Cabe ressaltar, ainda, que um problema comum destes métodos de decomposição é a invariância do grupo base (Oaxaca e Ransom, 1999). Isto é, ao se utilizar variáveis explicativas categóricas o resultado

⁶Ver FIRPO, FORTIN E LEMIEUX (2007)

da estimação da decomposição detalhada varia a depender do grupo base escolhido. Neste caso, de modo a superar este problema, implementamos a correção proposta por Yunn (2005). Esta correção consiste na estimação da regressão diversas vezes alterando o grupo base escolhido. Posteriormente toma-se a média dos coeficientes estimados como o parâmetro correto.

Diversos estudos já foram realizados utilizando a RIF. Chi e Li (2008) utilizam este método para analisar a desigualdade salarial entre gêneros nas áreas urbanas chinesas e concluem que o diferencial de rendimentos tem aumentado na China, sendo que este aumento tem sido maior nos quantis inferiores. Firpo, Fortin e Lemieux (2011), analisam a evolução da desigualdade de renda entre as décadas de 1980, 1990 e 2000 nos Estados Unidos e concluem que a mudança tecnológica foi responsável por grande parte das mudanças na distribuição dos salários nas últimas três décadas.

Heywood e Daniel Parent (2012) analisam a desigualdade de rendimentos em pagamentos por performance entre brancos e negros nos EUA e mostram que há uma tendência de a desigualdade aumentar a medida que caminhamos para o topo da distribuição dos rendimentos. Medina (2013) mostra que Efeito Estrutura Salarial, é o maior responsável pelas diferenças salariais na Nicarágua. Ndoye (2013) estuda o papel da educação sobre a desigualdade entre as regiões rurais e urbanas em Senegal e conclui que o retorno a educação é o componente mais importante para explicar as disparidades e que este efeito aumenta à medida que caminhamos para a parte superior da distribuição. Kilic, Lopez e Goldstein (2015) buscam explicar a diferença salarial entre homens e mulheres na agricultura em “Malawi”. Os resultados indicam que as mulheres são, em média, 25% menos produtivas do que os homens e que este diferencial é explicado principalmente pelo Efeito Composição.

Algumas aplicações da decomposição utilizando a RIF já foram realizadas para o Brasil. Salardi (2012) investiga as diferenças salariais de raça e gênero no Brasil nas últimas duas décadas. A autora encontra que o Efeito Estrutura Salarial é mais importante para explicar os diferenciais de renda entre gênero do que o Efeito Composição Brito. Porém, ao analisar os diferenciais raciais, o Efeito Composição é mais importante. Machado e Kerstenetzky (2013) analisam o papel do salário mínimo sobre a evolução da desigualdade de renda no Brasil entre 2001 e 2010 e concluem que ele tem sido fundamental. Além disto, os autores encontram que o Efeito Estrutura Salarial é mais importante do que o Efeito Composição para explicar a evolução da desigualdade entre 2001 e 2011. Mais recentemente, Ferreira, Firpo e Messina (2017) analisam a queda da desigualdade de rendimentos no Brasil entre 1995 e 2012. Os autores encontram que, tanto o efeito Estrutura Salarial, quanto o efeito Composição foram importantes para explicar a queda da desigualdade no período, na ordem de 50% cada. Dentre as variáveis que mais explicam o Efeito Estrutura Salarial, os autores encontraram que a educação, a estrutura produtiva e a experiência são os mais importantes, sendo que, enquanto os dois primeiros fatores contribuem para a queda da desigualdade, o último contribui para o aumento da mesma. Ao analisar a decomposição detalhada do efeito Composição, os autores identificam um forte peso da educação para a explicação das desigualdades.

3. Decomposição da Disparidade de Rendimentos Entre Sudeste e Nordeste

Nesta seção tentaremos compreender a natureza do nível e da evolução da desigualdade regional de renda entre as regiões Sudeste e Nordeste, isto é, identificar quais são os fatores associados às desigualdades regionais, sua evolução e importância. A análise utilizará as variáveis obtidas a partir da compatibilização dos Censos Demográficos realizados em 1970, 1980, 1991, 2000 e 2010, contextualizando os resultados obtidos com o cenário econômico vigente na época e seus rebatimentos regionais. As decomposições utilizando o método Oaxaca-Blinder e a RIF serão realizadas para todos os anos nos

Tabela 2: Diferença de Rendimentos Estimada Através da RIF entre Sudeste e Nordeste em Escala Logarítmica

Diferença de Rendimentos entre SE e NE em log					
Quantil	1970	1980	1991	2000	2010
q10	0.660	1.063	0.771	0.774	0.917
q25	0.700	0.712	0.790	0.563	0.329
q50	0.846	0.754	0.872	0.704	0.518
q75	0.978	0.880	0.924	0.705	0.480
q90	1.007	0.847	0.851	0.679	0.429
Média	0.828	0.791	0.821	0.700	0.544

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados do Censo Demográfico

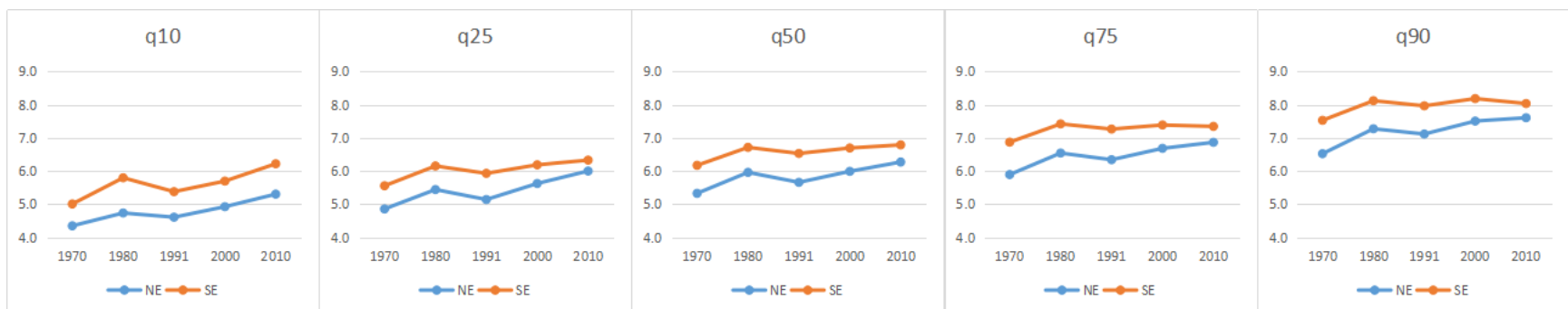
quais foi realizado o Censo Demográfico. As estimações serão realizadas para a média da distribuição dos rendimentos (Oaxaca-Blinder) e para os quantis 0,10, 0,50 (mediana) e 0,90 da distribuição dos rendimentos através da decomposição que utiliza a RIF.

3.1. Rendimentos e Evidências Iniciais

Na figura 1, a seguir, apresentamos os resultados das estimações do logaritmo do rendimento de todos os trabalhos para os quantis 0,10, 0,25, 0,50, 0,75 e 0,90 da distribuição dos rendimentos, entre os anos de 1970 e 2010 para as regiões Sudeste (SE) e Nordeste (NE). A análise desta figura permite observar, de um modo geral, para todos os quantis, três movimentos: i) aumento das rendas entre 1970 e 1980; ii) redução das rendas entre 1980 e 1991; e iii) novo crescimento das rendas a partir de 1991.

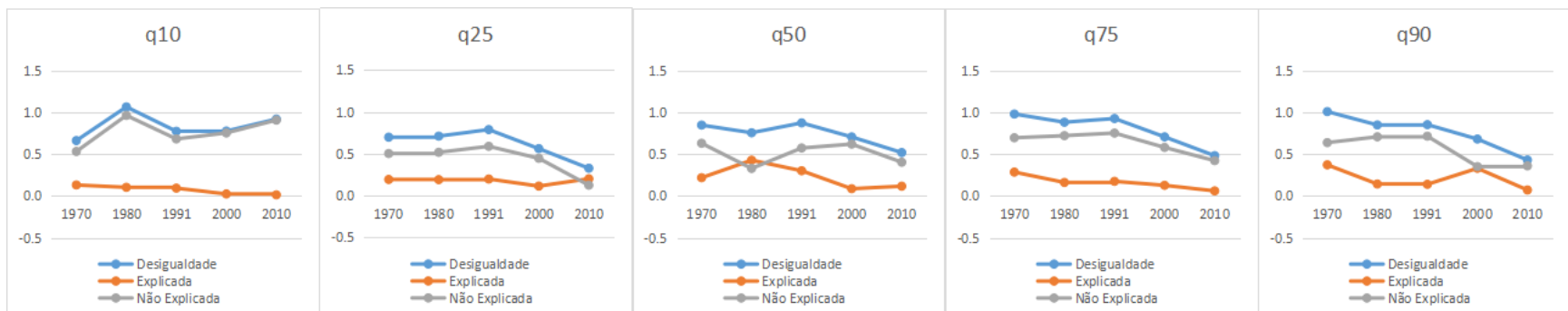
Analisando separadamente as rendas de cada região, na figura 1, uma observação importante é o fato de as pessoas mais ricas, ou seja, as que se situam no quantil superior da distribuição dos rendimentos (quantil 0,90), em geral, recebem, desde 1970 rendimentos mais elevados do que todas as pessoas nos demais quantis em todos os anos. Isto é, uma pessoa na região Sudeste no quantil 0,90 em 1970, possuía uma renda mais elevada do que uma pessoa no Sudeste no quantil 0,75 em 2010. A única exceção são as pessoas no quantil 0,90 no ano de 1970 na região Nordeste. Neste sentido, na figura 1, percebe-se que, com a importante exceção do quantil 0,10, há uma clara tendência de redução das disparidades regionais entre o Sudeste e o Nordeste. Tal tendência, contudo, só se esboça com maior clareza a partir de 1991. Estes resultados ficam mais evidentes ao se analisar os dados dispostos na tabela 2. Por exemplo, na média dos rendimentos, a desigualdade medida pela diferença entre o logaritmo da RIF estimada no Sudeste menos o logaritmo da RIF estimada no Nordeste, era de 0.83 em 1970, passando para 0.82 em 1991 e para 0.54 em 2010. Já no quantil 0,50 a desigualdade era 0.85 em 1970, apresentando um leve aumento em 1991 para 0.87 e reduzindo para 0.52 em 2010. No quantil 0,90 a desigualdade era de 1.01 em 1970, passando para 0.85 em 1991 e 0.43 em 2010. Por outro lado, no quantil 0,10 a desigualdade aumentou de 0.66 em 1970 para 0.77 em 1991 e, por fim, para 0.92 em 2010.

Figura 1: Evolução Logaritmo Rendimentos Estimados para as Regiões Nordeste e Sudeste por Quantil em Cada Período



Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados dos Censos 1970 a 2010

Figura 2: Desigualdade, Efeitos Composição e Estrutura Salarial Agregado por Ano (SExNE)



Elaboração Própria a partir dos dados dos Censos 1970 a 2010

Fonte:

Portanto, fica evidente nesta tabela a importância da análise por quantis, haja vista que, enquanto a desigualdade reduziu, aproximadamente, -35% na média da distribuição dos rendimentos, e se reduziu nos quantis 0,50 (mediana) e 0,90 em -38,8% e -57,4%, respectivamente; já no quantil 0,10, a desigualdade aumentou 38,9%. Este resultado qualifica de forma importante a redução da desigualdade também para a renda do trabalho (em geral) encontrada por Silveira Neto e Azzoni (2011, 2012). A tendência de contribuição para a redução da desigualdade associada à renda do trabalho encontrada por estes autores, como se percebe aqui, ocorre sobretudo devido à dinâmica dos segmentos de maior renda do trabalho da população e não é um movimento irrestrito quando se considera diferentes pontos da distribuição. Além disto, mesmo entre os quantis em que se observa redução da desigualdade regional, há diferenças substantivas entre as magnitudes das reduções nestes quantis.

Importante, também, é analisar a variação destes valores da tabela 2 em cada década da economia brasileira no período. Verifica-se, por exemplo, que entre as décadas de 1970 e 1980, com exceção, do quantil 0,10 há uma queda da desigualdade para a média e para todos os quantis. Na média a queda foi de -4.82% enquanto na mediana foi de -15.85%. Já entre as décadas de 1980 e 1990, há um aumento da desigualdade de renda na ordem de 3% para a média, 5% para a mediana, 15% para o quantil 0,25 e 11% para o quantil 0,10. Nota-se, por seu turno, uma forte queda da desigualdade regional a partir de 1990, com a parcela maior desta queda sendo verificada entre as décadas de 2000 e 2010. Entre as décadas de 1990 e 2010, por exemplo, a desigualdade regional média caiu -34%, sendo -23% entre 2000 e 2010, já na mediana a queda foi de -48%, sendo 26% entre 2000 e 2010. Além disto, a maior queda pode ser verificada nos quantis 0.25 e 0.90, com valores de -58.42% e -49.8%. Faz-se necessário ressaltar que neste estudo se trata da renda do trabalho. Assim, mesmo a elevação da desigualdade para os quantil 0,10 foi acompanhado de expansão dos programas de transferência de renda que, como mostraram Silveira Neto e Azzoni (2012), ajudaram a reduzir de forma geral as disparidades de renda entre as regiões.

3.2. Decomposição Agregada

De modo a observar a estrutura e a evolução do Efeito Composição e do Efeito Estrutura Salarial ao longo do tempo, apresentamos as participações percentuais do Efeito Composição e do Efeito Estrutura Salarial sobre a desigualdade na tabela 3. De um modo geral, na análise da decomposição agregada em cada quantil, a região Sudeste se situa como a região com melhor dotação da força de trabalho (Efeito Composição positivo), mas também como a região que, em geral, apresenta o melhor retorno às características observáveis dos trabalhadores (Efeito Estrutura Salarial positivo). Ademais, com exceção do quantil 0,10, pode-se observar uma queda da desigualdade desde 1970, sendo que este movimento se torna ainda mais evidente a partir do ano 1991. Aqui, cabe ressaltar que as pessoas no quantil 0,10 são representadas por indivíduos que recebiam menos de R\$ 100,00 reais por mês em todos os anos analisados, tanto para o Nordeste, quanto para o Sudeste. Enquanto os indivíduos que estão a partir do quantil 0,50 são aqueles próximos à faixa de recebimento do salário mínimo vigente em cada ano.

A partir da tabela 3 pode-se observar que, quando se analisa a decomposição agregada, o Efeito Estrutura Salarial é mais importante para a explicação da desigualdade regional do que o Efeito Composição em quase todos os anos. Por exemplo, na média, a contribuição do Efeito Composição sobre a desigualdade diminui ao longo do tempo, sendo responsável por 51.87% da desigualdade em 1970, 38.13% em 1991 e 23.53% em 2010. A análise da mediana (quantil 0,50) permite observar que o Efeito Composição representava 25.67% da diferença salarial entre Nordeste e Sudeste em 1970, aumentando sua participação para 34.41% em 1991, e diminuindo para 22.29% em 2010. Neste caso, observa-se que, apesar de o nível médio da desigualdade em cada ano e sua evolução ao longo do tempo ser bastante similar ao caso da mediana, as contribuições dos efeitos explicado e não explicado diferem. Enquanto que na média a contribuição do Efeito Composição reduziu em 28.34% entre 1970 e 2010, na mediana

a contribuição do Efeito Composição reduziu apenas 3.38%. Já quando olhamos para o quantil 0,90 observamos que o Efeito Composição explicava 36.81% da desigualdade em 1970, 16.22% em 1991 e 16.38% em 2010. Este resultado sugere que, em média, e nos quantis 0,50 e 0,90, as características da força de trabalho entre as regiões se tornaram mais homogêneas ao longo do tempo, o que pode estar refletindo as políticas de desconcentração industrial, que podem ter melhorado a demanda por trabalho no Nordeste, por um lado e, por outro, as políticas de qualificação da mão de obra, sobretudo a expansão educacional, que podem ter melhorado a qualidade da oferta de trabalho nesta região.

Por fim, no quantil 0,10, o Efeito Composição explicava 19.67% da desigualdade salarial em 1970, 11.90% em 1991 e 1.34% em 2010. Ou seja, para este quantil houve uma queda bastante elevada deste componente e, em 2010, as diferenças de características produtivas explicam muito pouco a desigualdade de rendimentos. Isto indica que, as pessoas mais pobres possuem características produtivas bastante similares entre as regiões. Porém, há um expressivo diferencial de retorno às características produtivas dos indivíduos similares neste quantil, fator que é capturado pelo elevado valor do Efeito Estrutura Salarial, sobretudo a partir de 2000.⁷

Ademais, focando no ano de 2010, percebe-se que é o Efeito Estrutura Salarial o principal fator explicativo da desigualdade de rendimentos entre as regiões, tanto para a média, quanto para os demais quantis. Portanto, este resultado indica que, ao se considerar dois indivíduos com características produtivas similares, há um diferencial de rendimentos em favor do indivíduo que reside na região Sudeste, o que pode significar a existência de uma “discriminação regional” no mercado de trabalho. Entende-se aqui, por discriminação regional a remuneração diferente dos mesmos atributos produtivos devido ao fato de os indivíduos residirem em diferentes regiões.

Tabela 3: Contribuição Percentual dos Efeitos Composição e Estrutura Salarial para a Desigualdade

Quantil	Efeito	1970	1980	1991	2000	2010
q10	Desigualdade	0.660	1.063	0.771	0.774	0.917
	Composição	19.67	9.58	11.90	2.93	1.34
	Estrutura Salarial	80.33	90.42	88.10	97.07	98.66
q50	Desigualdade	0.846	0.754	0.872	0.704	0.518
	Composição	25.67	56.54	34.41	12.13	22.29
	Estrutura Salarial	74.33	43.46	65.59	87.87	77.71
q90	Desigualdade	1.007	0.847	0.851	0.679	0.429
	Composição	36.81	16.72	16.22	48.48	16.38
	Estrutura Salarial	63.19	83.28	83.78	51.52	83.62
Média	Desigualdade	0.828	0.791	0.821	0.700	0.544
	Composição	51.87	33.63	38.13	27.04	23.53
	Estrutura Salarial	48.13	66.37	61.87	72.96	76.47

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados dos Censos 1970 a 2010
 Todos os valores estatisticamente significativos a 1%

Existem ao menos duas possíveis explicações para o fato do Efeito Estrutura Salarial ser relativamente maior no quantil 0,10 do que nos quantis 0,50 e 0,90, como verificado na tabela 3. A primeira é a maior dificuldade de arbitrar dentre os indivíduos de rendimentos mais baixos (maiores custos de transporte em relação à renda). Isto é, se o indivíduo possui atributos produtivos que deveriam lhe conferir uma elevada remuneração, ele buscará residir em localidades que ofereçam tal benefício. Ou seja, um indivíduo com educação superior e outras características que o tornam produtivo buscará residir em algum município

⁷Note-se que, para este grupo, o elevado papel do efeito estrutura salarial pode, em parte, ser explicado pelos diferenciais de custo de vida (CV). Contudo, dada a dimensão da parcela, dificilmente, tal efeito de CV reverte o fato de que tal componente é o mais relevante.

ou região que remunere de forma satisfatória estes atributos. Esta evidência é consistente também com os achados de Fliess and Verner (2003), os quais mostram que o migrante que sai do Nordeste para o Sudeste é mais escolarizado que a média da população do Nordeste. A segunda explicação são fatores como custo de vida e amenidades positivas locais, que também podem influenciar a decisão do indivíduo de onde residir. Principalmente o custo de vida, que é mais importante para os mais pobres, pode ser parte da explicação para menor migração deste grupo de indivíduos. Por fim, cabe ressaltar que os programas sociais introduzidos a partir dos anos 2000 podem levar a uma redução do incentivo a migração (SILVEIRA NETO E AZZONI, 2006).

Faz-se importante salientar que estes resultados estão de acordo com os achados de Guimarães, Cavalcanti e Silveira Neto (2006), os quais, usando dados da PNAD de 2002 e a metodologia proposta por Machado e Mata (2002), encontram que a desigualdade regional brasileira é mais elevada entre os mais pobres e, a maior parcela da desigualdade regional brasileira é explicada pelo diferencial de retorno às características, Efeito Estrutura Salarial, e não pelas diferenças de características dos trabalhadores. Mas diferem do trabalho de Silveira Neto e Menezes (2008), o qual, realizando a decomposição de Oaxaca Blinder para a média dos rendimentos das regiões urbanas brasileiras, encontram que para alguns anos o Efeito Composição é mais importante, enquanto para outros anos o Efeito Estrutura Salarial é mais importante.

Já no caso do Efeito Composição Agregado, podemos observar que, de um modo geral, apesar de sua contribuição para a desigualdade total ser inferior a do componente Estrutura Salarial, ele ainda permanece importante para a explicação das desigualdades na média e nos quantis, 0,50 e 0,90. Cabe ressaltar que o Efeito Composição representa as diferenças de rendimentos devido às diferenças de características em cada grupo. Caso não houvesse diferentes retornos às características (“discriminação entre as regiões”), as diferenças de rendimentos seriam remuneradas segundo este componente, sendo este último efeito, portanto, ainda mais relevante para o entendimento das disparidades entre as regiões. Ou seja, diferentemente do observado para o quantil 0,10, nestes quantis, existe uma diferença evidente entre as características produtivas das forças de trabalho ou entre a estrutura produtiva das regiões, diferença esta que se manifesta sempre em favor da região Sudeste.

3.3. Decomposição Detalhada

Na análise do Efeito Composição Detalhado, tabelas 4, 5, 6 e 7, pode-se notar que na média são a educação e a agropecuária os principais fatores que explicam o Efeito Composição. Nota-se que, houve uma mudança de importância relativa das variáveis ao longo do tempo. Por exemplo, em 1970, a agropecuária explicava 46.96% do Efeito Composição, enquanto o Ensino Superior 7.67%. Já em 2010, a agropecuária passou a explicar 19.28% enquanto o ensino superior passou a explicar 53.39% do Efeito Composição. Isto significa que a agropecuária explicava 24.36% da desigualdade em 1970 e 4.53%, em 2010. Já o ensino superior explicava 3.97% da desigualdade em 1970 e 12.56% em 2010. Ademais, é importante observar a forte queda da contribuição do ensino fundamental para a explicação do Efeito Composição entre 1970 e 2010, passando de 34.14% em 1970, para 4.43% em 2010, sugerindo uma homogeneização das características da força de trabalho com esta qualificação entre as regiões. Observa-se, também, que este processo de homogeneização da força de trabalho entre as regiões também ocorreu entre os indivíduos com ensino médio completo, porém de modo mais suave.

Na mediana (quantil 0,50) em 1970, a agricultura explicava aproximadamente 54.08% do Efeito Composição, o que significava uma explicação de 13.88% da desigualdade. Este efeito foi reduzido ao longo do tempo e passou a responder por 20.59% do Efeito Composição em 2010, o que corresponde a 4.59% da explicação da desigualdade. Ainda em relação a mediana, o ensino superior explicava apenas 3.44% do Efeito Composição em 1970, aumentando gradativamente seu peso ao longo do tempo,

passando a explicar 16.99% em 1991 e 47.73% em 2010. O que correspondia a 0.38% da desigualdade em 1970, 5.8% em 1990, e 10.64% em 2010. Por fim, tal como na média, também pode ser verificado neste quantil uma homogeneização da força de trabalho com ensino fundamental.

Ao se analisar quantis inferiores e superiores observamos outros padrões em relação aos comportamentos percentuais do efeito da agropecuária e da educação superior sobre o Efeito Composição. No caso do quantil 0,10, em 1970 a agropecuária explicava 49.97% do Efeito Composição, reduzindo para 37.72% em 2010. Isto significava 9.83% da desigualdade em 1970 e 0.5% em 2010. Ou seja, houve uma queda bastante expressiva do peso da agropecuária para a explicação das desigualdades regionais no quantil 0,10. Já no caso da educação superior no quantil 0,10, ela contribuía com apenas 1.92% do Efeito Composição em 1970 aumentando sua participação para 28.29% em 2010. Por seu turno, como houve uma queda expressiva do efeito composição ao longo do tempo neste quantil, a contribuição desta variável para a desigualdade permaneceu estagnada em 0.38% entre 1970 e 2010.

A análise do quantil 0,90 revela uma situação bastante diferente. Enquanto a agropecuária contribuía com 20.42% do Efeito Composição em 1970, reduzindo sua participação para 10.09% em 1991, e diminuindo para 8.59% em 2010, o ensino superior contribuía com 21.10% do Efeito Composição em 1970, aumentando sua participação para 52.77% em 1991 e para 70.61% em 2010. Isto significa que, a contribuição da agropecuária para o Efeito Composição era responsável por 7.52% da desigualdade em 1970, 1.6% em 1990 e 1.41% em 2010. Já o ensino superior era responsável por explicar 7.77% da desigualdade em 1970, 8.5% em 1990 e 11.57% em 2010. Este movimento observado parece refletir o processo de melhoria da qualidade educacional brasileira ao longo do tempo e, sobretudo, na década de 1990 que impactou, inicialmente, a região Sudeste. Já a partir dos anos 2000 há um processo de expansão do ensino superior, tanto público, quanto privado, para o interior do Brasil, homogeneizando a qualidade da mão de obra e se refletindo na queda da importância desta variável para a explicação das disparidades de rendimentos.

Mais especificamente, estes resultados permitem apreender que, para todos os quantis e em quase todos os anos⁸, a agropecuária possui um papel essencial para a explicação do Efeito Composição, enquanto a partir do ano 1991 a variável Ensino Superior passa a desempenhar papel mais relevante do que a agropecuária, sobretudo nos quantis 75 e 90. Ressalta-se ainda que a agropecuária tem maior peso do que o ensino superior nos quantis mais baixos, enquanto o ensino superior tem papel mais importante a partir do quantil 0,75.

Por fim, chama a atenção o peso da indústria de transformação no quantil 0,10 para a explicação do Efeito Composição. Esta variável contribuía com 10.49% do efeito composição em 1970, aumentando sua participação para 17.87% em 1980 e reduzindo para 7.82% em 2010. Isto significa que os diferenciais de estrutura produtiva associadas ao setor industrial entre as regiões no quantil mais baixo é importante para a explicação da disparidade de rendimentos.

Estes resultados indicam que, para os quantis inferiores e para anos anteriores a 1991, existia uma forte disparidade entre as regiões associadas à presença do setor agropecuário entre as regiões, o que provocava um aumento do rendimento daqueles situados na região Sudeste em comparação àqueles que residiam na região Nordeste. Por outro lado, a qualificação de ensino superior ao invés de outro tipo de qualificação no Sudeste conferia uma renda mais elevada quando comparada à mesma qualificação no Nordeste relativamente a outro tipo de qualificação no Nordeste. Além disto, o movimento ao longo do tempo da agropecuária pode refletir também a mecanização tardia desta no Nordeste, o que permitiu durante muito tempo uma grande quantidade de trabalhadores no setor (baixa produtividade). Enquanto isso, no Sudeste, a mecanização possibilitou a migração do trabalhador que recebia uma baixa remuneração para outros ofícios com melhores condições de trabalho, como na indústria. Por fim, é

⁸A exceção é o ano de 2010.

Tabela 4: Participação (%) das Variáveis sobre o Efeito Composição e sobre o Efeito Estrutura Salarial na Média dos Rendimentos

(%)	Explicado					Não-Explicado				
	1970	1980	1991	2000	2010	1970	1980	1991	2000	2010
Total	34.14	11.46	27.02	8.73	4.43	-2.92	-1.66	-0.67	-2.23	-1.78
Fundamental Completo	34.14	11.46	27.02	8.73	4.43	-2.92	-1.66	-0.67	-2.23	-1.78
Médio Completo	12.87	15.19	13.29	12.39	9.67	-0.73	-3.01	-3.00	-4.79	-7.89
Superior Completo	7.67	19.26	24.28	40.62	53.39	-0.60	-2.15	-2.97	-3.12	-4.47
Agricultura	46.96	51.32	31.12	12.59	19.28	-19.16	0.26	-4.03	3.34	8.74
Indústria de Transformação	5.87	13.04	7.41	3.50	1.91	4.12	4.86	2.91	1.78	0.60
Construção Civil	0.01	-0.35	-0.16	-0.16	0.34	-1.11	-1.53	-1.28	-0.74	-1.22
Outras Indústrias	0.05	0.05	-0.01	0.00	0.25	-0.36	-0.18	-0.07	-0.06	-0.06
Comércio	1.34	0.85	0.47	-0.26	-0.01	-0.21	-0.88	-1.53	-0.59	-1.17
Serviços	-3.19	-3.11	-0.59	0.66	-2.66	1.72	0.11	-2.78	-1.26	-0.50
Administração Pública	0.99	0.00	-0.07	-0.83	-2.04	-0.11	-0.66	0.21	-0.92	-1.98
Outros Setores	2.37	2.19	1.15	-0.73	1.28	0.72	1.11	4.01	1.25	-1.11
Gênero	-5.24	-7.87	-6.08	0.06	-6.27	-14.18	-10.89	-7.03	-0.42	1.46
Idade	-1.25	-3.57	-0.56	17.00	17.93	153.78	78.18	52.76	14.44	-9.67
Outras Variáveis	-2.59	1.53	2.73	6.45	2.50	13.93	-14.19	-13.10	-2.75	-4.86
Constante						-34.88	50.62	76.59	96.06	123.92

Tabela 5: Participação (%) das Variáveis sobre o Efeito Composição e sobre o Efeito Estrutura Salarial no quantil 0,10

(%)	Explicado					Não-Explicado				
	1970	1980	1991	2000	2010	1970	1980	1991	2000	2010
Total	19.67	9.58	11.90	2.93	1.34	80.33	90.42	88.10	97.07	98.66
Fundamental Completo	39.94	9.93	25.23	8.95	4.67	2.37	-1.84	1.41	-9.88	-0.91
Médio Completo	8.35	8.14	8.45	11.05	10.78	0.37	-3.20	0.24	-19.07	-2.94
Superior Completo	1.92	3.95	8.38	16.13	28.29	0.09	-0.88	-0.01	-4.08	-0.74
Agricultura	49.97	60.20	42.11	24.08	37.72	-22.90	-5.08	-7.36	12.36	2.75
Indústria de Transformação	10.49	17.87	9.06	7.30	7.82	2.17	1.89	0.89	-0.71	-0.24
Construção Civil	2.38	1.81	0.69	0.42	-0.30	0.60	-0.73	-0.06	-1.53	-0.30
Outras Indústrias	0.13	0.06	0.00	0.00	0.16	0.04	-0.02	0.12	0.00	-0.01
Comércio	1.45	1.02	0.48	-0.41	-1.29	0.25	-0.72	-0.14	-2.34	-0.50
Serviços	-13.75	-13.39	-3.48	-1.79	-5.01	-2.84	2.02	-2.00	-1.27	0.01
Administração Pública	0.54	-0.09	-0.12	-0.96	-2.12	0.14	-0.22	0.39	-1.63	-0.39
Outros Setores	4.81	3.99	1.66	-1.68	3.80	0.78	0.34	1.71	-3.78	-1.07
Gênero	-7.57	-7.57	-4.36	0.05	-6.92	-0.58	-17.63	-2.49	-6.85	-0.27
Idade	1.16	1.71	2.55	20.59	14.52	112.42	-51.39	21.57	-291.02	-24.62
Outras Variáveis	0.20	12.38	9.35	16.27	7.87	5.75	3.94	-4.64	27.41	1.19
Constante						1.33	173.53	90.37	402.38	128.06

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados dos Censos 1970 a 2010

interessante perceber que a maior importância da estrutura produtiva nos anos 1970 e 1980 também é consistente com uma baixa, ou insuficiente, mobilidade interregional da força de trabalho.

No caso da decomposição detalhada do Efeito Estrutura Salarial, analisa-se o diferencial de retorno para cada característica produtiva entre as regiões. Por exemplo, se compararmos duas pessoas similares em suas características produtivas, sendo as duas com nível superior, uma no Sudeste e uma no Nordeste, o retorno por possuir nível superior é maior na primeira região? Se sim, isto significa que a remuneração diferente a este atributo produtivo configura-se como um diferencial regional, isto é, devido a fatores que não podem ser apreendidos pelas características da demanda ou da oferta por trabalho.

Tabela 6: Participação (%) de Variáveis Seleccionadas sobre o Efeito Composição e sobre o Efeito Estrutura Salarial no quantil 0,50

(%)	Explicado					Não-Explicado				
	1970	1980	1991	2000	2010	1970	1980	1991	2000	2010
Total	25.67	56.54	34.41	12.13	22.29	74.33	43.46	65.59	87.87	77.71
Fundamental Completo	31.61	9.45	26.21	9.55	4.58	1.38	4.00	8.38	-0.12	8.07
Médio Completo	9.76	12.50	12.34	13.45	10.46	0.53	9.43	8.71	-0.02	34.56
Superior Completo	3.44	10.53	16.99	31.75	47.73	0.28	4.12	3.38	0.56	21.57
Agricultura	54.08	60.94	37.09	17.87	20.59	-8.25	-47.43	-14.77	-0.42	-8.35
Indústria de Transformação	4.81	10.63	7.49	3.45	2.67	0.48	8.71	2.50	0.37	1.18
Construção Civil	-0.19	-0.24	-0.08	0.07	0.28	-0.96	-5.03	-1.51	-0.71	-1.38
Outras Indústrias	0.04	0.05	-0.01	0.00	0.25	-0.06	0.28	0.15	-0.01	0.30
Comércio	1.04	0.46	0.28	-0.20	0.15	-0.20	0.12	-0.76	-0.91	-0.98
Serviços	-2.52	-1.92	-1.19	-0.23	-3.08	1.21	0.31	-1.96	0.46	-3.76
Administração Pública	1.25	0.16	-0.22	-1.70	-1.93	0.35	0.50	1.04	0.74	1.73
Outros Setores	4.25	3.65	1.78	-1.68	2.37	0.81	6.52	4.22	0.80	3.95
Gênero	-4.13	-6.98	-5.82	0.06	-7.29	-4.58	16.08	4.13	0.53	8.66
Idade	-0.79	-1.10	0.95	18.24	19.58	37.29	411.63	120.92	35.85	203.90
Outras Variáveis	-2.65	1.87	4.19	9.36	3.64	3.93	-52.25	-16.78	-2.68	-18.62
Constante						67.79	-257.00	-17.65	65.57	-150.83

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados dos Censos 1970 a 2010

Os resultados apresentados nas tabelas 4, 5, 6 e 7 permitem observar que, pelo lado da oferta de trabalho, de um modo geral, é o ensino superior e o ensino médio que se destacam na análise do Efeito Estrutura Salarial detalhado, ressaltando ainda que suas importâncias são mais relevantes no quantil 0,90, em todos os anos, e para os demais quantis, no ano de 2010. Já pelo lado da demanda por trabalho, é a agropecuária que se destaca, sobretudo no quantil 0,90.

Mais especificamente, os resultados sugerem que os retornos a educação contribuem para reduzir as disparidades regionais de renda per capita entre o Nordeste e o Sudeste na média e no quantil 0,90, sendo sua contribuição para o Efeito Estrutura Salarial negativa para todos os anos nestes quantis. Isto significa que, ao longo do tempo, para o quantil 0,90, por exemplo, quando se compara dois indivíduos similares, um na região Nordeste e um na região Sudeste, controlando por suas características produtivas, o indivíduo no Nordeste possui um retorno maior em relação a educação do que se ele residisse no Sudeste. Este pode ser um resultado que reflete a estrutura do mercado de trabalho, pois dado que existem menos indivíduos com ensino superior completo no Nordeste relativamente ao total da população, o retorno a este atributo deve ser superior. Quantitativamente, a contribuição do ensino superior para o Efeito Estrutura Salarial, no quantil 0,90, era de -5.34% em 1970, passando para -35.84% em 1991 e para -8.72% em 2010. Já o ensino médio contribuía com -11% em 1970, -48.5% em 1991 e -5.33% em 2010 do Efeito Estrutura Salarial.

Já no caso da mediana, os resultados diferem do quantil 0,90, principalmente no ano de 2010. Neste ano, os resultados indicam que ao comparar dois indivíduos similares, um na região Nordeste e um

Tabela 7: Participação (%) de Variáveis Seleccionadas sobre o Efeito Composição e sobre o Efeito Estrutura Salarial no quantil 0,90

(%)	Explicado					Não-Explicado				
	1970	1980	1991	2000	2010	1970	1980	1991	2000	2010
Total	36.81	16.72	16.22	48.48	16.38	63.19	83.28	83.78	51.52	83.62
Fundamental Completo	44.29	16.80	27.80	6.48	3.86	-35.69	-11.17	-29.20	-11.93	-0.45
Médio Completo	26.10	28.59	19.05	10.67	8.30	-11.01	-26.44	-48.50	-64.49	-5.33
Superior Completo	21.10	51.86	52.77	62.12	70.61	-5.34	-20.04	-35.84	-63.47	-8.72
Agricultura	20.42	21.92	10.09	2.60	8.59	102.10	55.67	26.80	16.53	2.39
Indústria de Transformação	3.69	10.68	5.57	1.40	-1.66	3.91	1.69	1.12	4.25	1.03
Construção Civil	-2.20	-2.25	-1.06	-0.57	0.71	1.57	5.13	4.36	6.08	0.70
Outras Indústrias	-0.07	0.02	-0.04	-0.01	0.30	-1.31	-1.40	-1.67	-0.71	-0.12
Comércio	2.62	1.95	1.01	-0.32	0.28	-2.19	-4.63	-4.43	-3.04	0.32
Serviços	3.62	6.78	4.06	3.77	-1.18	6.94	0.02	-2.84	-3.79	0.21
Administração Pública	0.95	-0.49	0.38	1.13	-1.77	-4.03	-2.73	-2.39	-7.17	-1.60
Outros Setores	-3.45	-2.31	-0.74	0.91	-0.83	-5.10	-0.44	2.95	13.84	2.45
Gênero	-6.90	-10.74	-8.23	0.05	-5.14	-34.56	-30.20	-28.58	-11.86	-0.29
Idade	-4.56	-13.15	-5.11	12.98	18.47	-93.41	-130.45	-158.83	-69.94	4.30
Outras Variáveis	-5.61	-9.65	-5.56	-1.22	-0.55	5.97	-8.86	-4.36	-13.32	-5.77
Constante						172.15	273.84	381.39	309.03	110.88

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados dos Censos 1970 a 2010

na região Sudeste, controlando por suas características produtivas, o indivíduo no Nordeste possui um retorno menor em relação a educação do que se ele residisse no Sudeste.

Pelo lado da demanda por trabalho, a agropecuária apresenta-se como fundamental para compreender a evolução das disparidades regionais brasileiras, com destaque para o quantil 0,90. Neste, a agropecuária contribuía com 102% do efeito estrutura salarial em 1970, 26.80% deste efeito em 1990 e 2.39% em 2010. Isto é, houve uma forte equalização dos retornos a trabalhar no setor agropecuário entre as regiões, o que favoreceu a queda da desigualdade regional de rendimentos. s.

4. Conclusão

Este trabalho teve como objetivo elucidar os fatores, tanto pelo lado da oferta, quanto pelo lado da demanda que explicam a desigualdade regional de rendimentos no Brasil entre 1970 e 2010, analisando tanto na média, quanto os quantis 0.10, 0.50 e 0.90 da distribuição dos rendimentos. Os resultados sugerem que a disparidade de rendimentos não é a mesma na média e em todos os quantis. Observou-se que a disparidade de rendimentos aumentou no quantil 0,10, mas reduziu na média e nos quantis 0,50 e 0,90, reforçando a importância da análise da disparidade regional de rendimentos por quantis de renda.

Na literatura econômica brasileira verificam-se, em geral, duas explicações para o problema da desigualdade regional. Enquanto a tradição desenvolvimentista baseada principalmente nos escritos de Celso Furtado defendeu durante relativo período que para reduzir as desigualdades regionais o Brasil deveria investir numa estrutura produtiva no Nordeste complementar àquela instalada no Sudeste, os pensadores neoclássicos, sobretudo aqueles que se baseiam na literatura de crescimento econômico (PESSOA, 2001; BARROS, 2011), tem defendido que o investimento em educação seria o essencial, e que este foi negligenciado até a década de 1990. Como se discute adiante, as evidências deste trabalho sugerem que ambas as perspectivas podem contribuir para o entendimento das disparidades regionais, porém cada argumento tem maior aderência a determinados momentos do tempo e para determinados quantis.

Os resultados corroboram com o argumento da importância da educação para a explicação das disparidades entre as regiões Sudeste e Nordeste, tal como argumentam Salvato, Duarte e Ferreira (2010),

Silveira Neto e Menezes (2008) e Guimarães, Cavalcanti e Silveira Neto (2006), porém introduz novas evidências para o debate, pois encontra-se que o peso da educação superior é mais importante para a explicação da disparidade entre os mais ricos e não entre os mais pobres, tal como argumentaram Guimarães, Cavalcanti e Silveira Neto (2006). Além disto, os resultados também sugerem que a diferença de nível de escolaridade, captada pela decomposição detalhada do Efeito Composição, também é importante para a explicação das disparidades regionais, o que também vai de encontro aos resultados obtidos pelos autores.

Por seu turno, diferentemente dos trabalhos anteriores, a presente pesquisa chama a atenção para o fato de que a estrutura produtiva também é importante para a explicação das disparidades regionais no Brasil. Não havendo na literatura outro trabalho que encontre tal resultado realizando uma análise por quantil em tão longo período de tempo.

Por fim, os resultados encontrados também dialogam com o recente trabalho de Ferreira, Firpo e Messina (2017), o qual realiza uma decomposição da desigualdade entre pessoas no Brasil entre 1995 e 2012. Este trabalho indica, da mesma forma que os resultados apresentados neste capítulo, que os diferenciais de nível de escolaridade tem contribuído para o aumento da desigualdade, enquanto os diferenciais de retorno tem contribuído para a queda da desigualdade entre pessoas. Por seu turno, a estrutura produtiva tem contribuído para o aumento da desigualdade entre pessoa

Um desenvolvimentos imediato deste trabalho é a realização das decomposições com o objetivo de analisar a desigualdade entre região metropolitana de São Paulo em comparação com as regiões Metropolitanas de Salvador, Recife e Fortaleza, isto porque a análise a nível de região metropolitana permite a utilização de índices de custo de vida para lidar com a disparidade de rendimentos reais, e não apenas nominais como é o caso do presente estudo.

5. Bibliografia

AZZONI, Carlos R. Concentração Regional e Dispersão das Rendas per Capita Estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de Pib, 1939-1995. *Estudos Econômicos*. São Paulo, v.27, n. 3, p-341-393. Set-Dez, 1997.

BARROS, Alexandre Rands. *Desigualdades Regionais No Brasil - Natureza, Causas, Origens e Solução*. Rio de Janeiro: Elsevier, p.339, 2011.

BREAU, Sébastien. Rising inequality in Canada: A regional perspective. *Applied Geography*, [s.l.], v. 61, p.58-69, jul. 2015.

BRITO, Alessandra Scalioni; MACHADO, Danielle Carusi; KERSTENETZKY, Celia Lessa. A contribuição do salário mínimo para a redução recente da desigualdade na distribuição de renda no Brasil: uma aplicação do método RIF Regression. *Centro de Estudos sobre Desigualdade e Desenvolvimento - CEDE. Texto para Discussão N° 87*, set. 2013.

COMBES, Pierre-philippe; DURANTON, Gilles; GOBILLON, Laurent. Spatial wage disparities: Sorting matters!. *Journal Of Urban Economics*, [s.l.], v. 63, n. 2, p.723-742, mar. 2008.

DINARDO, John; FORTIN, Nicole M.; LEMIEUX, Thomas. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, [s.l.], v. 64, n. 5, p.1001-1044, set. 1996.

FIRPO, Sergio; FORTIN, Nicole M.; LEMIEUX, Thomas. *Decomposition Methods in Economics*. In: David Card; Orley Ashenfelter. (Org.). *Handbook of Labor Economics*. 1ed.: Elsevier, 2011, v. 4, p. 1-102. 2011.

FIRPO, Sergio; FORTIN, Nicole M.; LEMIEUX, Thomas. Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, [s.l.], v. 77, n. 3, p.953-973, 2009.

FIRPO, Sergio; FORTIN, Nicole M.; LEMIEUX, Thomas.. Decomposing Wage Distributions using Recentered Influence Functions Regressions, mimeo, University of British Columbia. jun. 2007.

GALEGO, Aurora; PEREIRA, João. Decomposition of Regional Wage Differences Along the Wage Distribution in Portugal: The Importance of Covariates. *Environment And Planning A*, [s.l.], v. 46, n. 10, p.2514-2532, out. 2014.

GUIMARÃES, Juliana Ferraz; CAVALCANTI, Tiago; SILVEIRA NETO, Raul M. Accounting for Labor Differences in Brazil: The Role of Human Capital. In: 34º Encontro Nacional de Economia, 2006, Salvador. *Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia*, 2006.

HENDERSON, J. Vernon; STOREYGARD, Adam; WEIL, David N. Measuring Economic Growth from Outer Space. *American Economic Review*, [s.l.], v. 102, n. 2, p.994-1028, abr. 2012.

HEYWOOD, John S.; PARENT, Daniel. Performance Pay and the White-Black Wage Gap. *Journal Of Labor Economics*, [s.l.], v. 30, n. 2, p.249-290, abr. 2012.

LESSMANN, Christian; SEIDEL, André. Regional inequality, convergence, and its determinants – A view from outer space. *CESifo Working Paper Series No. 5322*. abr. 2015.

MACHADO, José A. F.; MATA, José. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal Of Applied Econometrics*, [s.l.], v. 20, n. 4, p.445-465, 2005.

MEDINA, Eduardo Camilo Pacheco. Gender Wage Gap in Urban Nicaragua: Evidence from Decomposition Analysis. 2013. 72 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Economic Development And Growth, Department Of Economic History, Lund University, Lund, 2013.

MENEZES, Tatiane Almeida.; AZZONI, Carlos R. Convergência de Salários Entre as Regiões Metropolitanas Brasileiras: Custo de Vida e Aspectos da Demanda e Oferta de Trabalho. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro, v. 36, p. 449-470, 2006.

PESSOA, Samuel de Abreu. Existe um Problema de Desigualdade Regional no Brasil? In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29., 2001, Salvador. *Anais... . Salvador: Anpec*, 2001.

NDOYE, Abdoul Aziz Junior. Measuring Returns to Education and Decomposition of Rural-Urban Inequality: Evidence from Senegal. *Working Paper: International Household Survey Network*. jun, 2013.

OAXACA, Ronald. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, [s.l.], v. 14, n. 3, p.693-709, out. 1973.

OLIVEIRA, Rodrigo Carvalho; SILVEIRA NETO, Raul M. Escolaridade, Políticas Sociais e a Evolução da Desigualdade Regional de Renda no Brasil entre 2001 e 2011: uma Análise a partir da Fontes de Renda. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 44, p. 651-670, 2013.

RICE, Patricia; VENABLES, Anthony. Equilibrium Regional Disparities: Theory and British Evidence. *Regional Studies*, [s.l.], v. 37, n. 6-7, p.675-686, ago. 2003.

SALARDI, Paola. Wage Disparities and Occupational Intensity by Gender and Race in Brazil: An Empirical Analysis Using Quantile Decomposition techniques. *JOB MARKET PAPER*. p. 63 out, 2012.

SALVATO, Marcio Antonio; FERREIRA, Pedro Cavalcanti Gomes; DUARTE, Angelo José Mont'alverne. O impacto da escolaridade sobre a distribuição de renda. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, [s.l.], v. 40, n. 4, p.753-791, dez. 2010.

SILVEIRA NETO, Raul M.; AZZONI, Carlos R. Social Policy as Regional Policy: Market and Nonmarket Factors Determining Regional Inequality. *Journal Of Regional Science*, [s.l.], v. 52, n. 3, p.433-450, 18 dez. 2011.

YUN, Myeong-su. Identification problem and detailed Oaxaca decomposition: A general solution and inference. *Journal of Economic and Social Measurement*, v. 33, n. 1, p. 27-38, 2008.